



F U N D A Ç Ã O  
GETULIO VARGAS

**EPGE**

Escola de Pós-Graduação  
em Economia

## Ensaio Econômico

Escola de

Pós Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

**Nº 534**

ISSN 0104-8910

***A inércia da taxa de juros na política monetária***

***Fernando de Holanda Barbosa***

*Março de 2004*

## A Inércia da Taxa de Juros na Política Monetária

*Fernando de Holanda Barbosa\**

### 1. Introdução

Um fato estilizado no comportamento dos bancos centrais consiste no ajuste gradual da taxa de juros, evitando movimentos súbitos, e como consequência tornando a taxa de juros menos volátil. Este fenômeno é conhecido na literatura econômica [Goodfriend (1987) e (1991), Mankiw e Miron (1991), Rudebusch (1995), Clarida, Galí e Gertler (1999), Thornton (2004)], como suavização da taxa de juros (*interest rate smoothing*) e ele traduz-se na dependência da taxa de juros da sua própria história recente, como descrito, por exemplo, na seguinte equação,

$$r_t = \omega r_t^* + (1 - \omega) r_{t-1} + \varepsilon_t, \quad 0 < \omega \leq 1 \quad (1)$$

onde a taxa de juros no período  $t$  depende da taxa de juros do período  $t-1$ ,  $\omega$  é o peso dado a taxa de juros desejada  $r^*$ , que deve ser especificada de acordo com a regra de política monetária seguida pelo banco central, e  $\varepsilon$  representa choques estocásticos. Clarida, Galí e Gertler [(1999), p.1687] reportam que para dados trimestrais a ordem de grandeza para o parâmetro  $\omega$  fica entre 0,1 e 0,2, que sugere um ajustamento muito lento e uma inércia muito grande para a taxa de juros.<sup>1</sup>

As razões que determinam este tipo de comportamento ainda não são bem conhecidas na teoria monetária, e elas não serão analisadas neste trabalho, que parte do pressuposto de que a inércia da taxa de juros é um fato empírico bem documentado.<sup>2</sup> Este artigo tem como objetivo analisar as condições que o parâmetro de suavização tem de satisfazer para que a regra de política monetária seja estável.

O trabalho está organizado do seguinte modo: a Seção 2 analisa a estabilidade de um modelo que contém três ingredientes, uma regra de política monetária à la Taylor, uma curva IS e uma curva de Phillips com nível de preços predeterminado e inércia na taxa de inflação; a Seção 3 analisa a dinâmica do modelo da seção anterior quando adiciona-se a hipótese de inércia na taxa de juros através de um mecanismo de ajustamento parcial; a Seção 4 analisa a questão de inércia da taxa de juros num modelo novo-keynesiano com a curva de Phillips, que supõe o nível de preços predeterminado mas no qual a taxa de inflação pode mudar instantaneamente de valor; a Seção 5 conclui o trabalho.

---

\* Professor da Escola de Pós-Graduação em Economia da Fundação Getúlio Vargas.

<sup>1</sup> Orphanides (2003) estimou uma equação para a taxa de juros nominal, com especificação para a taxa de juros desejada que depende da inflação, da taxa de crescimento do produto e do hiato do produto, para diferentes períodos com dados americanos, e suas estimativas estão dentro do intervalo mencionado por Clarida, Galí e Gertler, op. cit.

<sup>2</sup> As razões para o banco central suavizar a taxa de juros são diversas. Cabe aqui mencionar duas. A primeira é a preocupação de preservar a saúde do setor financeiro. A segunda é afetar a taxa de juros de longo prazo, que depende da expectativa da taxa de juros futura do banco central. Para estes e outros argumentos ver Clarida, Galí e Gertler, op. cit. e Woodford(2002).

## 2. Regra de Política Monetária e Dinâmica de Estabilização

A curva IS supõe que o hiato do produto depende da diferença entre as taxas de juros real de curto ( $\rho$ ) e de longo prazo ( $\bar{\rho}$ ), de acordo com:

$$y - \bar{y} = -\alpha (\rho - \bar{\rho}), \alpha > 0 \quad (2)$$

onde  $y$  é o logaritmo do produto real e  $\bar{y}$  é o logaritmo do produto potencial.

O banco central fixa a taxa de juros nominal através da regra de política monetária de Taylor, que depende da taxa de juros real de longo prazo, da taxa de inflação ( $\pi$ ), da diferença entre a taxa de inflação e a meta da taxa de inflação ( $\bar{\pi}$ ), e do hiato do produto:

$$r = \bar{\rho} + \pi + \beta (\pi - \bar{\pi}) + \gamma (y - \bar{y}), \beta > 0, \gamma > 0 \quad (3)$$

A curva de Phillips é uma curva aceleracionista, onde a aceleração da inflação é proporcional ao hiato do produto:

$$\dot{\pi} = \delta (y - \bar{y}), \delta > 0 \quad (4)$$

Substituindo-se o hiato do produto da curva IS na curva de Phillips, obtém-se:

$$\dot{\pi} = -\alpha \delta (\rho - \bar{\rho}) \quad (5)$$

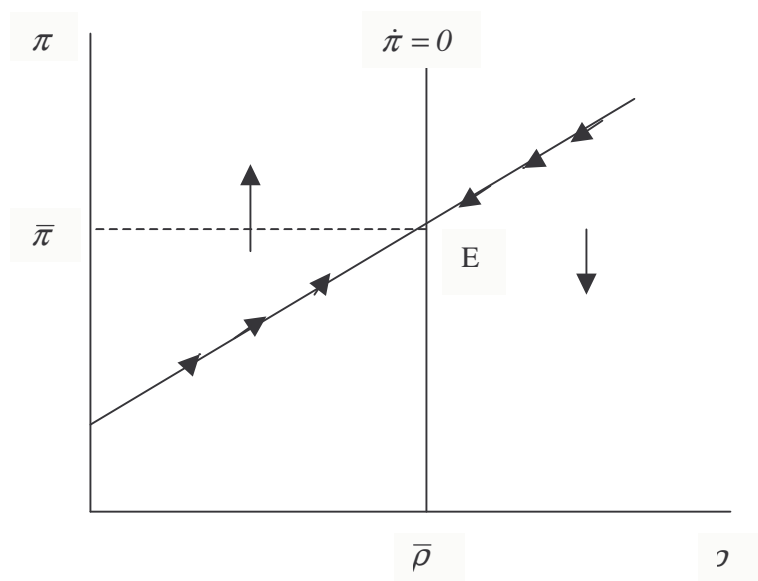


Figura 1

A combinação da curva IS com a regra de política monetária produz a seguinte equação da taxa de inflação em função da taxa de juros real:

$$\pi = \bar{\pi} + \frac{1 + \alpha \gamma}{\beta} (\rho - \bar{\rho}) \quad (6)$$

O diagrama de fases da Figura 1, com a inflação medida no eixo vertical e a taxa de juros real no eixo horizontal, mostra a dinâmica do modelo formado pelas equações (5) e (6). Quando a taxa de juros real for maior do que a taxa de juros real de longo prazo, a inflação diminui. Caso contrário, ela aumenta. A regra de política monetária é estável pois conduz a economia ao pleno emprego e a meta de inflação desejada pelo banco central.

Considere agora o seguinte experimento de política econômica: o banco central decide no instante zero reduzir a meta da taxa de inflação de  $\bar{\pi}_0$  para  $\bar{\pi}_1$ , com descrito na Figura 2. Esta é uma mudança permanente e não antecipada pelo público.

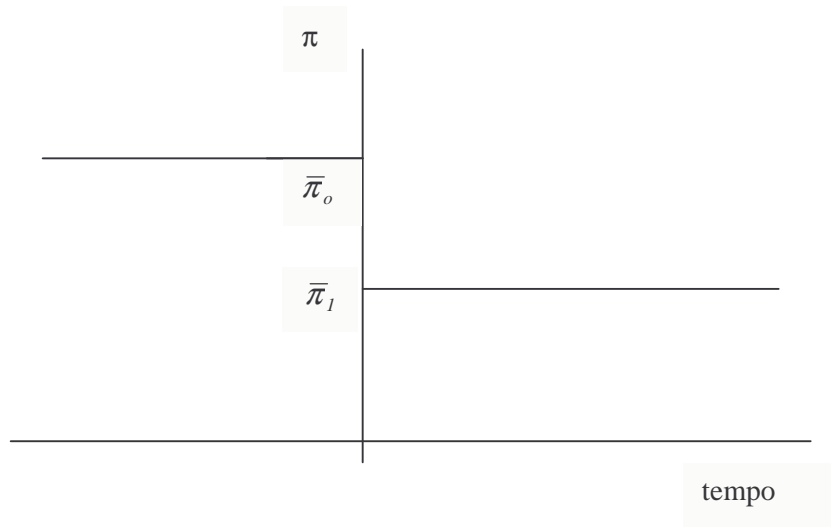


Figura 2

A Figura 3 mostra a dinâmica de ajustamento da economia quando a nova política é introduzida. Como a taxa de inflação no momento inicial é predeterminada, a taxa de juros real aumenta instantaneamente de valor, produzindo um processo recessivo que acarreta a redução da taxa de inflação. A taxa de juros real e a taxa de inflação convergem gradualmente para o novo equilíbrio de longo prazo, quando a nova meta de inflação é alcançada.

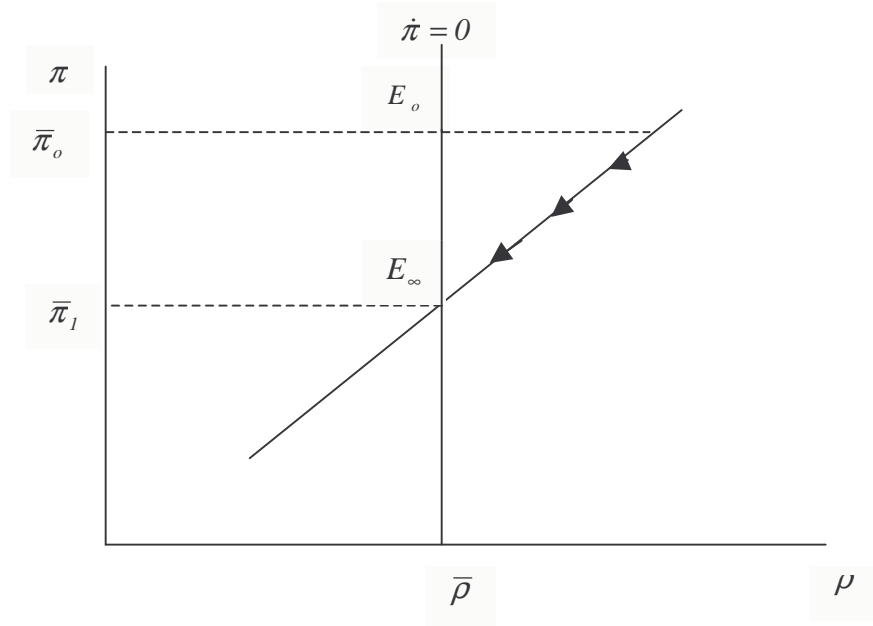


Figura 3

### 3. A Inércia da Taxa de Juros

A inércia da taxa de juros é descrita por um mecanismo de ajustamento parcial, onde a variação da taxa de juros é proporcional à diferença entre a taxa de juros desejada e a taxa de juros atual.<sup>3</sup> Isto é:

$$\dot{r} = \theta (r^* - r), \quad \theta > 0 \quad (7)$$

Esta equação é equivalente à equação (1) para o modelo escrito em variáveis contínuas. Ela supõe que existe algum custo de ajustamento que impede o banco central de fixar imediatamente a taxa de juros nominal no nível desejado. Quando o parâmetro  $\theta \rightarrow \infty$  o ajustamento é instantâneo. Caso contrário, a taxa de juros ajusta-se gradualmente para sua posição de equilíbrio. A taxa de juros desejada segue a regra de Taylor da seção anterior, repetida aqui por conveniência,

$$r^* = \bar{\rho} + \pi + \beta (\pi - \bar{\pi}) + \gamma (y - \bar{y}) \quad (8)$$

Com um pouco de álgebra, as duas equações anteriores resultam na equação diferencial para a taxa de juros real:

<sup>3</sup> O Apêndice mostra como este mecanismo de ajustamento parcial pode ser derivado quando existe um custo de ajustamento para a mudança de uma variável de um valor para outro, e o agente econômico minimiza o valor presente deste custo de ajustamento. O parâmetro  $\omega$  da equação (1), em variáveis discretas, está relacionado ao parâmetro  $\theta$  da equação (7), em variáveis contínuas, por:  $e^{-\theta} = 1 - \omega$ .

$$\dot{\rho} = \beta \theta (\pi - \bar{\pi}) - [(1 + \alpha \gamma) \theta - \alpha \delta] (\rho - \bar{\rho}) \quad (9)$$

O modelo formado pelas equações (5) e (9) tem a seguinte matriz jacobiana:

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \dot{\pi}}{\partial \pi} & \frac{\partial \dot{\pi}}{\partial \rho} \\ \frac{\partial \dot{\rho}}{\partial \pi} & \frac{\partial \dot{\rho}}{\partial \rho} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & -\alpha \delta \\ \beta \theta & -[(1 + \alpha \gamma) \theta - \alpha \delta] \end{bmatrix} \quad (10)$$

O determinante desta matriz é positivo:

$$|J| = \alpha \beta \delta \theta > 0 \quad (11)$$

O traço da matriz  $J$  tanto pode ser positivo, como negativo. Para que o sistema dinâmico formado pelas equações (5) e (9) seja estável o traço tem de ser negativo. Isto significa dizer que o parâmetro  $\theta$  de ajuste da taxa de juros tem de satisfazer a restrição:

$$tr J < 0 \text{ se } \theta > \underline{\theta} = \frac{\alpha \delta}{1 + \alpha \gamma} \quad (12)$$

A conclusão que se chega com esta restrição é que o banco central não pode ser muito lento em ajustar a taxa de juros quando houver uma mudança na taxa de juros desejada. A estabilidade do modelo impõe um piso ao parâmetro  $\theta$  de ajuste da taxa de juros, que depende do parâmetro  $\alpha$  da curva IS, do parâmetro  $\delta$  da curva de Phillips, e do parâmetro  $\gamma$  da regra de política monetária. Quanto maior os dois primeiros, menor a inércia da taxa de juros. Quanto maior a resposta da política monetária ao hiato do produto, menor o piso do coeficiente de ajuste da taxa de juros.

A existência de um piso para o coeficiente  $\theta$  significa dizer que na especificação da equação (1) existe um limite superior para o grau de suavização, ou de inércia, da taxa de juros pelo banco central. Os parâmetros da economia e da regra de política monetária impõem uma restrição ao comportamento do banco central no processo de suavização da taxa de juros. As Tabelas 1 e 2 mostram alguns valores para o limite superior do coeficiente de inércia, em função de valores dos parâmetros  $\alpha$ ,  $\delta$ , e  $\gamma$ .<sup>4</sup> A Tabela 1 supõe que o coeficiente  $\alpha$  é igual a um, enquanto a Tabela 2 calcula o coeficiente de inércia supondo que  $\alpha$  é igual a dois. Estes dois valores são bem representativos de valores usados em exercícios de calibragem, e também próximos de estimativas de estudos econométricos. As Tabelas 1 e 2 usam os mesmos valores para os parâmetros  $\delta$  e  $\gamma$ , que assumem os valores de 0,25, 0,50 e 1,00. A primeira linha das Tabelas 1 e 2 mostra que coeficientes de inércia entre 0,8 e 0,9, mencionados na introdução deste artigo, são consistentes com alguns valores dos parâmetros do modelo.

---

<sup>4</sup> Os valores destes parâmetros são semelhantes aos valores usados por vários autores na literatura, como, por exemplo, Clarida, Galí e Gertler (2000).

Tabela 1

Limite Superior do Coeficiente de Inércia

$\alpha = 1,0$

$\delta$	$\gamma$		
	0,25	0,50	1,00
0,25	0,82	0,85	0,88
0,50	0,67	0,72	0,78
1,00	0,45	0,51	0,61

Tabela 2

Limite Superior do Coeficiente de Inércia

$\alpha = 2,0$

$\delta$	$\gamma$		
	0,25	0,50	1,00
0,25	0,72	0,78	0,85
0,50	0,51	0,61	0,72
1,00	0,26	0,37	0,51

O diagrama de fases da Figura 4 mostra a dinâmica do modelo, existindo quatro regiões com diferentes movimentos das taxas de inflação e de juros real, caso a economia não esteja no ponto  $E$  de equilíbrio de longo prazo.

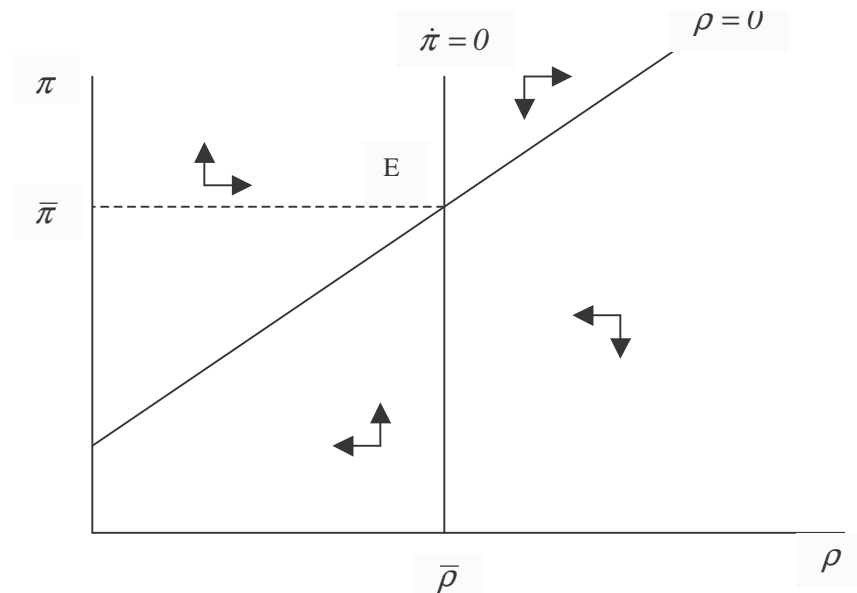


Figura 4

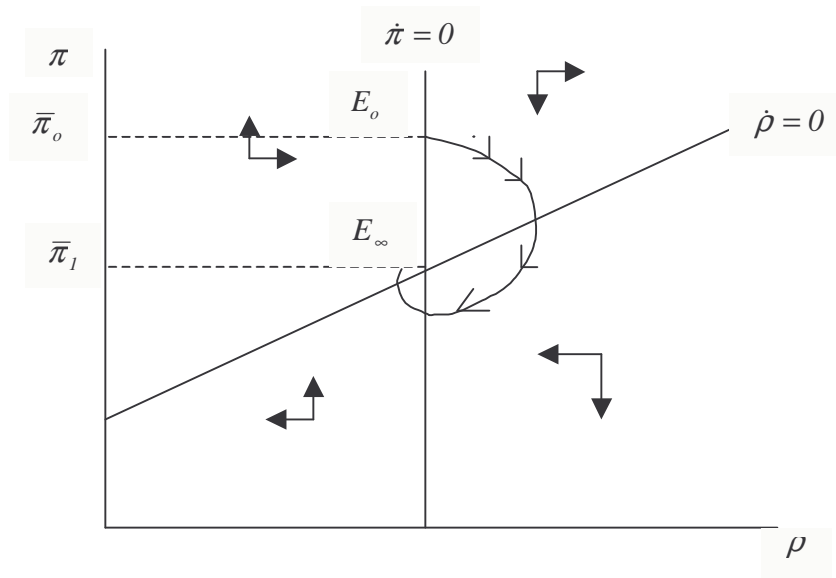


Figura 5

A Figura 5 descreve a dinâmica de ajustamento da economia quando o banco central decide mudar a meta de inflação, no experimento de política monetária descrito na Figura 2. A taxa de inflação começa a cair gradualmente, enquanto a taxa de juros real aumenta até atingir seu nível máximo no ponto em que a trajetória da economia corta a reta em que  $\dot{\rho} = 0$ . A taxa de inflação continua a declinar, atingindo depois de um certo período um valor menor do que aquele que corresponde ao de equilíbrio de longo prazo (no conhecido fenômeno de *undershooting*), voltando a subir até convergir para a nova meta de inflação. A economia tem uma trajetória recessiva desde a mudança da política monetária até a taxa de inflação atingir o seu menor valor, quando começa a ocorrer um período de aquecimento, com o produto real ultrapassando o produto potencial, em virtude da taxa de juros real ficar abaixo, durante um certo intervalo de tempo, do seu valor de equilíbrio de longo prazo.

#### 4. Inércia da Taxa Juros no Modelo Novo-Keynesiano

No modelo novo-keynesiano o nível de preços é predeterminado, mas a taxa de inflação pode mudar repentinamente. A curva de Phillips à la Calvo é proporcional ao hiato do produto, mas o coeficiente de proporcionalidade é negativo,

$$\dot{\pi} = -\phi (y - \bar{y}) , \quad \phi > 0 \quad (13)$$

A curva IS, a regra de política monetária, e o mecanismo de ajustamento parcial da taxa de juros são os mesmos da seção anterior. Neste caso, o modelo fica mais fácil de ser analisado através de um sistema dinâmico com as variáveis taxa de inflação e taxa de juros nominal. Com um pouco de álgebra chega-se ao seguinte sistema de equações diferenciais:



$$\dot{\pi} = -\alpha \phi (\pi - \bar{\pi}) + \alpha \phi (r - \bar{r}) \quad (14)$$

$$\dot{r} = -(1 + \alpha \gamma) \theta (r - \bar{r}) + \theta (\beta + 1 + \alpha \gamma) (\pi - \bar{\pi}) \quad (15)$$

onde  $\bar{r} = \bar{\rho} + \bar{\pi}$  é a taxa de juros nominal de longo prazo. A matriz jacobiana deste sistema é dada por:

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \dot{\pi}}{\partial \pi} & \frac{\partial \dot{\pi}}{\partial r} \\ \frac{\partial \dot{r}}{\partial \pi} & \frac{\partial \dot{r}}{\partial r} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -\alpha \phi & \alpha \phi \\ \theta (\beta + 1 + \alpha \gamma) & -(1 + \alpha \gamma) \theta \end{bmatrix} \quad (16)$$

O determinante desta matriz é negativo,

$$|J| = -\alpha \beta \theta \phi < 0 \quad (17)$$

e o ponto de equilíbrio deste sistema é um ponto de sela. Logo, não existe qualquer restrição sobre o parâmetro  $\theta$  de ajustamento da taxa de juros.

A Figura 6, com a taxa de juros nominal no eixo vertical e a taxa de inflação no eixo horizontal, mostra o diagrama de fases deste modelo. Na sela SS a taxa de juros nominal e a taxa de inflação são negativamente correlacionadas.

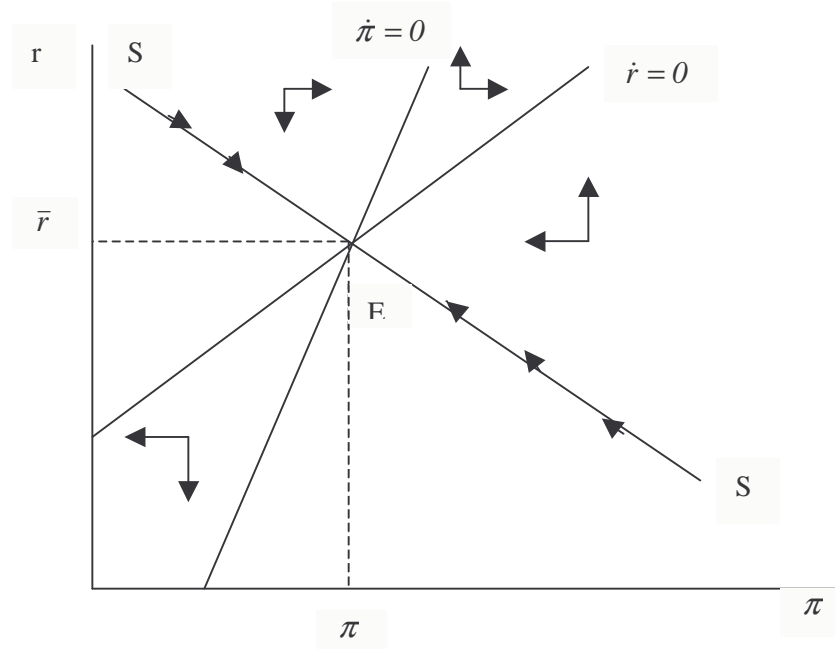


Figura 6

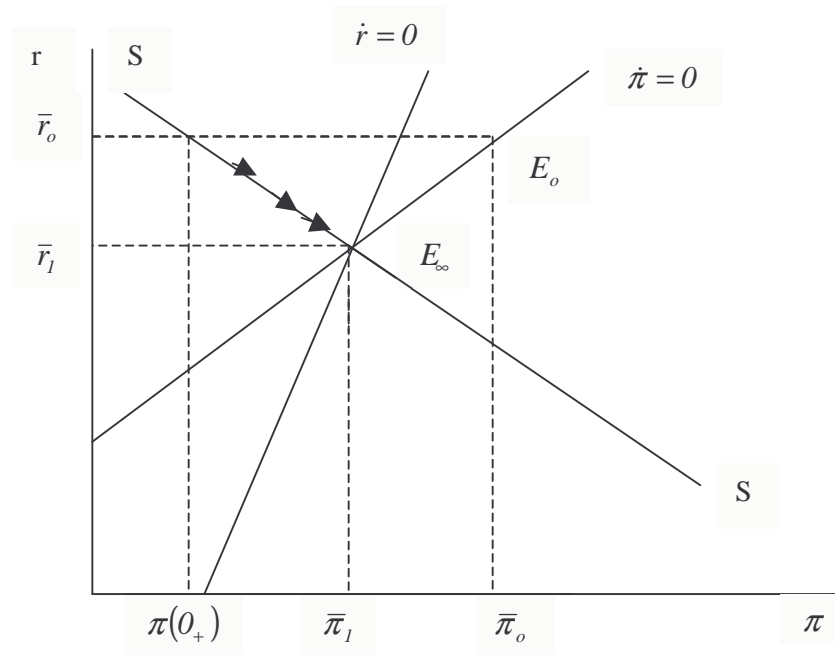


Figura 7

A Figura 7 descreve o que acontece com a taxa de juros nominal e com a taxa de inflação num experimento de política monetária em que o banco central reduz permanentemente, sem anúncio prévio, a meta da taxa de inflação, como descrito na Figura 2. A economia estava inicialmente no ponto de equilíbrio  $E_0$  quando a meta da taxa de inflação era igual a  $\bar{\pi}_0$ . No momento da mudança da política monetária a taxa de inflação sofre uma redução instantânea, porém a taxa de juros nominal é uma variável predeterminada, que ajusta-se gradualmente para o seu novo valor de equilíbrio de longo prazo.

## 5. Conclusão

Num modelo onde existe inércia na taxa de inflação o banco central não pode se dar ao luxo de ajustar a taxa de juros nominal da economia na velocidade que desejar, pois há um limite superior para o coeficiente de inércia. Caso contrário, a regra de política monetária de Taylor produz um regime monetário instável.

No modelo novo-keynesiano não existe qualquer restrição quanto ao grau de inércia da taxa de juros. O banco central pode escolher de maneira discricionária a velocidade de ajuste da taxa de juros. Todavia, neste tipo de modelo quando a economia é submetida a experimentos de política monetária os resultados não são consistentes com a evidência empírica. Uma redução da meta de inflação não antecipada acarreta uma redução instantânea da taxa de inflação abaixo desta nova meta (um *undershooting* da taxa de

inflação), e depois uma subida gradual da taxa de inflação para o seu novo equilíbrio de longo prazo.

## Apêndice

Admita-se que o custo de ajustamento de uma variável  $y$  é uma função quadrática da diferença entre o seu valor corrente e o valor da mesma em equilíbrio, e de sua taxa de variação, de acordo com,

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} \left[ \frac{1}{2} (y - y^*)^2 + \frac{\alpha}{2} \dot{y}^2 \right] dt$$

onde  $\rho$  é a taxa de juros real usada para descontar o fluxo do custo de ajustamento. O problema consiste em escolher a trajetória da variável  $y$  de sorte a minimizar a expressão acima. Este problema pode ser resolvido pela teoria do controle ótimo, introduzindo-se a variável  $x$  como variável de controle. Isto é, determinar as trajetórias de  $y$  e  $x$  tal que elas minimizem,

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} \left[ \frac{1}{2} (y - y^*)^2 + \frac{\alpha}{2} x^2 \right] dt$$

com a condição de que a restrição,

$$\dot{y} = x$$

seja satisfeita e supondo,

$$y(0) \text{ dado}$$

O Hamiltoniano deste problema é dado por:

$$H = \frac{1}{2} (y - y^*)^2 + \frac{\alpha}{2} x^2 + \lambda x$$

onde  $\lambda$  é a variável de coestado. As condições de primeira ordem para um mínimo são:

$$\frac{\partial H}{\partial x} = \alpha x + \lambda = 0$$

e

$$\dot{\lambda} = \rho \lambda - \frac{\partial H}{\partial y}, \quad \frac{\partial H}{\partial y} = y - y^*$$

A trajetória ótima tem de satisfazer a condição de transversalidade:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda y e^{-\rho t} = 0$$

As duas condições de primeira ordem são equivalentes ao seguinte sistema de equações diferenciais :

$$\begin{aligned} \dot{y} &= -\frac{1}{\alpha} \lambda \\ \dot{\lambda} &= \rho \lambda - (y - y^*) \end{aligned}$$

A matriz jacobiana deste sistema é dada por:

$$J = \begin{bmatrix} \frac{\partial \dot{y}}{\partial y} & \frac{\partial \dot{y}}{\partial \lambda} \\ \frac{\partial \dot{\lambda}}{\partial y} & \frac{\partial \dot{\lambda}}{\partial \lambda} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & -\frac{1}{\alpha} \\ -1 & \rho \end{bmatrix}$$

O determinante desta matriz é negativo,

$$|J| = -\frac{1}{\alpha} < 0$$

e o ponto de equilíbrio do sistema é um ponto de sela. A Figura A1 mostra o diagrama de fases do sistema com a variável  $y$  no eixo horizontal e a variável de coestado  $\lambda$  no eixo vertical. Os pontos que correspondem a  $\dot{y}=0$  coincidem com o eixo horizontal, e a trajetória de sela SS é positivamente inclinada.

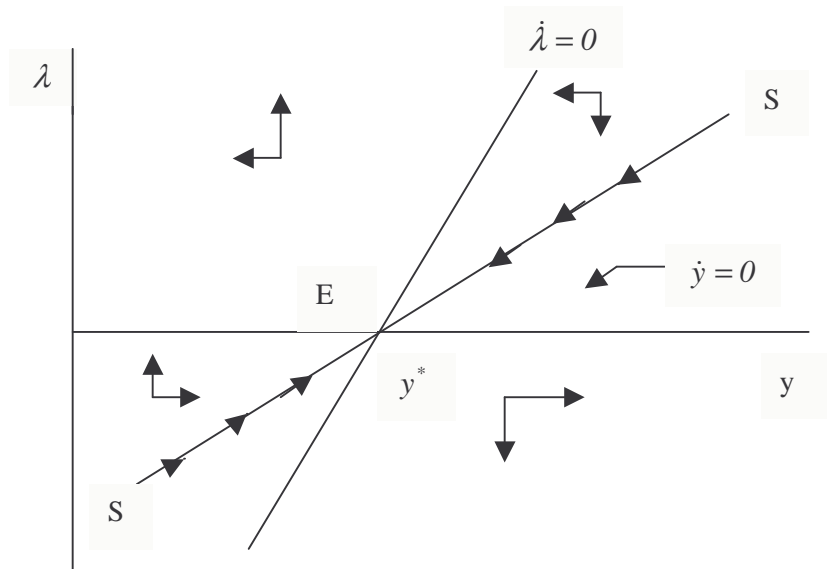


Figura A1

A Figura A2 mostra a trajetória de ajustamento quando a variável  $y$  muda seu valor de equilíbrio, de  $y_0^*$  para  $y_1^*$ . A variável  $y$  não muda repentinamente de valor, mas a variável  $\lambda$  ajusta-se instantaneamente, produzindo uma trajetória em que a variável  $y$  converge gradualmente para seu novo valor de equilíbrio no caminho de sela indicado na figura.

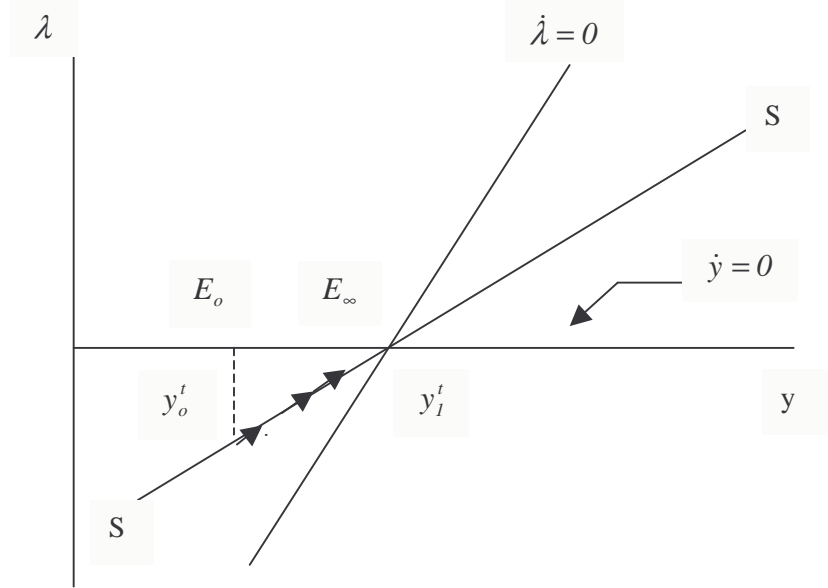


Figura A2

A equação de  $y$  que corresponde a sela é dada por:

$$y = y^* + C e^{-\mu t}, \quad \mu > 0$$

onde  $C$  é uma constante, e  $\mu$  é uma raiz da equação homogênea,

$$\ddot{y} - \rho \dot{y} - \frac{1}{\alpha} y = 0$$

cujo valor é:

$$\mu = \frac{\rho + \sqrt{\rho^2 + \frac{4}{\alpha}}}{2}$$

Derivando-se a equação de  $y$  com relação ao tempo é fácil verificar-se que o mecanismo de ajustamento parcial depende do parâmetro do custo de mudança da variável  $y$ . Isto é :

$$\dot{y} = \frac{1}{\sqrt{\alpha}} (y^* - y)$$

onde admitiu-se, por simplicidade, que a taxa de juros real é igual a zero. Logo, se não existir custo para a mudança da variável o parâmetro  $\alpha$  é igual a zero e o ajustamento é instantâneo. Caso contrário, o ajustamento é parcial e a velocidade deste ajuste cresce com a diminuição do custo da mudança.

## Referências Bibliográficas

- Clarida, Richard, Jordi Galí e Mark Gertler, (1999). The Science of Monetary Policy: A Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1661-1707.
- Clarida, Richard, Jordi Galí e Mark Gertler, (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics* 115, pp.147-180.
- Goodfriend, Marvin, (1987). Interest Rate Smoothing and Price Level Trend-Stationary. *Journal of Monetary Economics* 19 , pp. 335-348.
- Goodfriend, Marvin, (1991). Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 7-30.
- Mankiw, N. Gregory e Jeffrey A. Miron, (1991). Should the FED Smooth Interest Rates? The Case of Seasonal Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 34, pp. 41-70.
- Orphanides, Athanasios, (2003). Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule. *Journal of Monetary Economics* 50, pp.983-1022.
- Rudebusch, Glenn D., (1995). Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics* 35, pp. 245-274.
- Thornton, Daniel L., (2004). The Fed and Short-Term Rates: Is it Open Market Operations, Open Mouth Operations or Interest Rate Smoothing? *Journal of Banking & Finance* 28, pp. 475-498.
- Woodford, Michael, (2002). Optimal Interest-Rate Smoothing, mimeo, Princeton University.

# ENSAIOS ECONÔMICOS DA EPGE

484. MIGRAÇÃO, SELEÇÃO E DIFERENÇAS REGIONAIS DE RENDA NO BRASIL - Enestor da Rosa dos Santos Junior; Naércio Menezes Filho; Pedro Cavalcanti Ferreira – Junho de 2003 – 23 págs.
485. THE RISK PREMIUM ON BRAZILIAN GOVERNMENT DEBT, 1996-2002 - André Soares Loureiro; Fernando de Holanda Barbosa - Junho de 2003 – 16 págs.
486. FORECASTING ELECTRICITY DEMAND USING GENERALIZED LONG MEMORY - Lacir Jorge Soares; Leonardo Rocha Souza – Junho de 2003 – 22 págs.
487. USING IRREGULARLY SPACED RETURNS TO ESTIMATE MULTI-FACTOR MODELS: APPLICATION TO BRAZILIAN EQUITY DATA - Álvaro Veiga; Leonardo Rocha Souza – Junho de 2003 – 26 págs.
488. BOUNDS FOR THE PROBABILITY DISTRIBUTION FUNCTION OF THE LINEAR ACD PROCESS – Marcelo Fernandes – Julho de 2003 – 10 págs.
489. CONVEX COMBINATIONS OF LONG MEMORY ESTIMATES FROM DIFFERENT SAMPLING RATES - Leonardo R. Souza; Jeremy Smith; Reinaldo C. Souza – Julho de 2003 – 20 págs.
490. IDADE, INCAPACIDADE E A INFLAÇÃO DO NÚMERO DE PESSOAS COM DEFICIÊNCIA - Marcelo Neri ; Wagner Soares – Julho de 2003 – 54 págs.
491. FORECASTING ELECTRICITY LOAD DEMAND: ANALYSIS OF THE 2001 RATIONING PERIOD IN BRAZIL - Leonardo Rocha Souza; Lacir Jorge Soares – Julho de 2003 – 27 págs.
492. THE MISSING LINK: USING THE NBER RECESSION INDICATOR TO CONSTRUCT COINCIDENT AND LEADING INDICES OF ECONOMIC ACTIVITY - JoãoVictor Issler; Farshid Vahid – Agosto de 2003 – 26 págs.
493. REAL EXCHANGE RATE MISALIGNMENTS - Maria Cristina T. Terra; Frederico Estrella Carneiro Valladares – Agosto de 2003 – 26 págs.
494. ELASTICITY OF SUBSTITUTION BETWEEN CAPITAL AND LABOR: A PANEL DATA APPROACH - Samuel de Abreu Pessoa ; Silvia Matos Pessoa; Rafael Rob – Agosto de 2003 – 30 págs.
495. A EXPERIÊNCIA DE CRESCIMENTO DAS ECONOMIAS DE MERCADO NOS ÚLTIMOS 40 ANOS – Samuel de Abreu Pessoa – Agosto de 2003 – 22 págs.
496. NORMALITY UNDER UNCERTAINTY – Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 08 págs.
497. RISK SHARING AND THE HOUSEHOLD COLLECTIVE MODEL - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 15 págs.
498. REDISTRIBUTION WITH UNOBSERVED 'EX-ANTE' CHOICES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 30 págs.
499. OPTIMAL TAXATION WITH GRADUAL LEARNING OF TYPES - Carlos Eugênio E. da Costa – Setembro de 2003 – 26 págs.

500. AVALIANDO PESQUISADORES E DEPARTAMENTOS DE ECONOMIA NO BRASIL A PARTIR DE CITAÇÕES INTERNACIONAIS - João Victor Issler; Rachel Couto Ferreira – Setembro de 2003 – 29 págs.
501. A FAMILY OF AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 37 págs.
502. NONPARAMETRIC SPECIFICATION TESTS FOR CONDITIONAL DURATION MODELS - Marcelo Fernandes; Joachim Grammig – Setembro de 2003 – 42 págs.
503. A NOTE ON CHAMBERS'S "LONG MEMORY AND AGGREGATION IN MACROECONOMIC TIME SERIES" – Leonardo Rocha Souza – Setembro de 2003 – 11págs.
504. ON CHOICE OF TECHNIQUE IN THE ROBINSON-SOLOW-SRINIVASAN MODEL - M. Ali Khan – Setembro de 2003 – 34 págs.
505. ENDOGENOUS TIME-DEPENDENT RULES AND THE COSTS OF DISINFLATION WITH IMPERFECT CREDIBILITY - Marco Bonomo; Carlos Viana de Carvalho – Outubro de 2003 – 27 págs.
506. CAPITAIS INTERNACIONAIS: COMPLEMENTARES OU SUBSTITUTOS? - Carlos Hamilton V. Araújo; Renato G. Flôres Jr. – Outubro de 2003 – 24 págs.
507. TESTING PRODUCTION FUNCTIONS USED IN EMPIRICAL GROWTH STUDIES - Pedro Cavalcanti Ferreira; João Victor Issler; Samuel de Abreu Pessoa – Outubro de 2003 – 8 págs.
508. SHOULD EDUCATIONAL POLICIES BE REGRESSIVE ? Daniel Gottlieb; Humberto Moreira – Outubro de 2003 – 25 págs.
509. TRADE AND CO-OPERATION IN THE EU-MERCOSUL FREE TRADE AGREEMENT - Renato G. Flôres Jr. – Outubro de 2003 – 33 págs.
510. OUTPUT CONVERGENCE IN MERCOSUR: MULTIVARIATE TIME SERIES EVIDENCE - Mariam Camarero; Renato G. Flôres Jr; Cecílio Tamarit – Outubro de 2003 – 36 págs.
511. ENDOGENOUS COLLATERAL - Aloísio Araújo; José Fajardo Barbachan; Mario R. Páscoa – Novembro de 2003 – 37 págs.
512. NON-MONOTONE INSURANCE CONTRACTS AND THEIR EMPIRICAL CONSEQUENCES - Aloísio Araujo; Humberto Moreira – Novembro de 2003 – 31 págs.
513. EQUILIBRIA IN SECURITY MARKETS WITH A CONTINUUM OF AGENTS - A. Araujo; V. F. Martins da Rocha; P. K. Monteiro – Novembro de 2003 – 17 págs.
514. SPECULATIVE ATTACKS ON DEBTS AND OPTIMUM CURRENCY AREA: A WELFARE ANALYSIS - Aloisio Araujo; Márcia Leon – Novembro de 2003 – 50 págs.
515. O MÉTODO GENERALIZADO DOS MOMENTOS(MGM): CONCEITOS BÁSICOS - Renato G. Flôres Jr – Novembro de 2003 – 27 págs.
516. VARIÁVEIS INSTRUMENTAIS E O MGM: USO DE MOMENTOS CONDICIONAIS - Renato G. Flôres Jr – Novembro de 2003 – 27 págs.



517. O VALOR DA MOEDA E A TEORIA DOS PREÇOS DOS ATIVOS - Fernando de Holanda Barbosa – Dezembro de 2003 – 17 págs.
518. EMPRESÁRIOS NÁNICOS, GARANTIAS E ACESSO À CRÉDITO - Marcelo Côrtes Néri; Fabiano da Silva Giovanini - Dezembro de 2003 – 23 págs.
519. DESENHO DE UM SISTEMA DE METAS SOCIAIS - Marcelo Côrtes Néri; Marcelo Xerez - Dezembro de 2003 – 24 págs.
520. A NEW INCIDENCE ANALYSIS OF BRAZILIAN SOCIAL POLICIES USING MULTIPLE DATA SOURCES - Marcelo Côrtes Néri - Dezembro de 2003 – 55 págs.
521. AN INTRA-HOUSEHOLD APPROACH TO THE WELFARE COSTS OF INFLATION - Rubens Penha Cysne – Janeiro de 2004 – 16 págs.
522. CENTRAL LIMIT THEOREM FOR ASYMMETRIC KERNEL FUNCTIONALS - Marcelo Fernandes; Paulo Klinger Monteiro – Fevereiro de 2004 – 23 págs.
523. THE TRADE-OFF BETWEEN INCENTIVES AND ENDOGENOUS RISK - Aloísio Araujo; Humberto Moreira; Marcos H. Tsuchida – Fevereiro de 2004 – 21 págs.
524. DO DIVIDENDS SIGNAL MORE EARNINGS ? - Aloísio Araujo; Humberto Moreira; Marcos H. Tsuchida – Fevereiro de 2004 – 26 págs.
525. Biased managers, organizational design, and incentive provision - Cristiano M. Costa; Daniel Ferreira; Humberto Moreira – Fevereiro de 2004 – 11 págs.
526. Land taxes in a Latin American context - Juliano J. Assunção; Humberto Moreira – Fevereiro de 2004 - 19 págs.
527. Indicadores coincidentes de atividade econômica e uma cronologia de recessões para o Brasil - Angelo J. Mont'alverne Duarte; João Victor Issler; Andrei Spacov - Fevereiro de 2004 – 41 págs.
528. TESTING UNIT ROOT BASED ON PARTIALLY ADAPTIVE ESTIMATION - Zhijie Xiao; Luiz Renato Lima – Março de 2004 – 27 págs.
529. DO SHOCKS PERMANENTLY CHANGE OUTPUT? LOCAL PERSISTENCY IN ECONOMIC TIME SERIES - Luiz Renato Lima; Zhijie Xiao – Março de 2004 – 21 págs.
530. A NEW PERSPECTIVE ON THE PPP HYPOTHESIS - Soyoung Kim; Luiz Renato Lima – Março de 2004 – 36 págs.
531. TRADE LIBERALIZATION AND INDUSTRIAL CONCENTRATION: EVIDENCE FROM BRAZIL - Pedro Cavalcanti Ferreira; Giovanni Facchini – Março de 2004 - 25 págs.
532. REGIONAL OR EDUCATIONAL DISPARITIES? A COUNTERFACTUAL EXERCISE - Angelo José Mont'Alverne; Pedro Cavalcanti Ferreira; Márcio Antônio Salvato – Março de 2004 – 25 págs.
533. INFLAÇÃO: INÉRCIA E DÉFICIT PÚBLICO – Fernando de Holanda Barbosa – Março de 2004 – 16 págs.
534. A INÉRCIA DA TAXA DE JUROS NA POLÍTICA MONETÁRIA – Fernando de Holanda Barbosa – Março de 2004 – 13 págs.